

## CAPÍTULO 4

### **MODELOS DE OFERTA Y DEMANDA DE LA INDUSTRIA MANUFACTURERA, COMERCIO EXTERIOR Y TIPOS DE CAMBIO**

M<sup>a</sup> Carmen Guisán y M<sup>a</sup> Teresa Cancelo

#### ***4.1. La industria manufacturera en los países de la OCDE***

La mayor parte de los datos correspondientes a la producción manufacturera corresponden al valor añadido industrial que recoge OCDE en la estadística “*National Accounts*”, y están expresados en miles de millones de dólares de 1990.

En los gráficos 1 y 2 presentamos los datos correspondientes al valor añadido de la industria manufacturera per capita, durante el período 1970-92, en miles de dólares de 1990 por habitante, de los siguientes países y áreas: EU10, Japón, Estados Unidos y España; con el objeto de ver su evolución a lo largo del período analizado. En el gráfico 1 los datos están expresados según tipos de cambio, TCs, mientras que en el gráfico 2 se expresan según paridades de poder de compra, PCs.

Los datos de EU10 corresponde a los 10 países de Unión Europea que figuran en tablas del Anexo de este capítulo. Datos más detallados de la producción manufacturera de los países de la OCDE, desglosados en algunos casos por sectores productivos, figuran en varios de los estudios citados en la bibliografía, como Cancelo(2001), y Guisán(2002) y (2004).

Observamos que la producción manufacturera, expresada en términos per cápita, ha evolucionado positivamente para todas las áreas consideradas, si bien es Japón el país en el que la producción ha crecido más en términos relativos. España es un país donde la producción industrial debe crecer mucho más, dado que presenta unos niveles relativos muy inferiores en comparación con USA, Japón y con la media de los 12 países que componían la Comunidad Económica Europea.

Gráfico 1. Valor añadido real manufacturero per capita  
(miles de dólares de 1990 por habitante, según TCs)

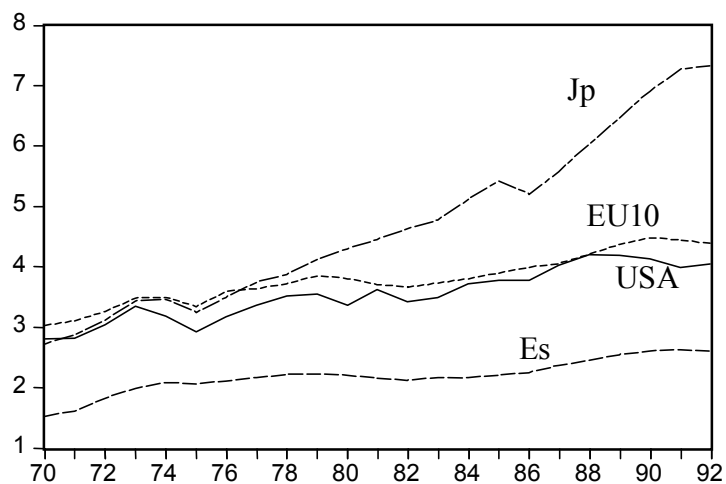
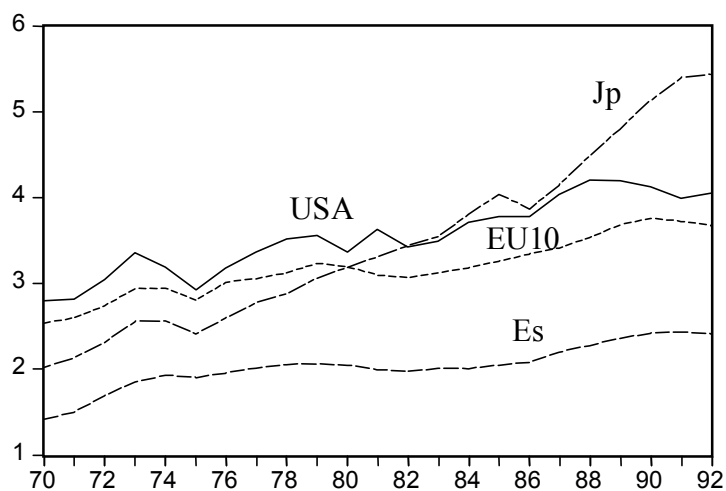


Gráfico 1. Valor añadido real manufacturero per capita  
(miles de dólares de 1990 por habitante, según PCs)



Observamos que la valoración en tipos de cambio parece sobreestimar la producción industrial por habitante de Japón en comparación con USA y en alguna medida también la de la Unión Europea respecto a USA.

Por lo que respecta a USA observamos que aunque su posición relativa respecto a Japón mejora al considerar las comparaciones internacionales en paridades de poder de compra, su producción industrial manufacturera por habitante es elevada pero crece a un ritmo suave, debido en gran parte a la inversión exterior de muchas empresas multinacionales norteamericanas que luego exportan dichas mercancías a USA, como señala Lipsey(1995).

Como hemos analizado en el capítulo 2, la producción no manufacturera de USA ha podido crecer de forma importante a pesar de que el crecimiento de la producción manufacturera fuese más moderado, debido al incremento de la capacidad importadora propiciado por los ingresos procedentes de los rendimientos de las inversiones en el exterior.

#### ***4.2. Contrastes de especificación en modelos anidados y no anidados: Aplicación a la oferta y demanda de la producción manufacturera.***

Los contrastes de especificación constituyen una herramienta útil para la selección entre modelos alternativos no anidados. En esta sección presentamos una aplicación de contrastes para modelos anidados y no anidados lineales mientras que en el capítulo 6 realizamos también contrastes para modelos no anidados y no lineales.

Denominamos modelos anidados a aquellos en los que uno de ellos es un caso particular de otro modelo más amplio, en el caso de que algunos parámetros sean nulos o adopten determinados valores. Si el modelo es lineal el problema de selección del más adecuado es un problema típico de selección de regresores, tal como se expone en Guisán(1997) y en otros textos de metodología econométrica.

Cuando los regresores de un modelo lineal no son comunes a ambos podemos realizar un anidado artificial en el que los dos modelos alternativos serían casos particulares del modelo más general que establecemos.

Guisán (1997) destaca tres enfoques para contrastar la especificación de un modelo cuando este es lineal: el enfoque de la razón de verosimilitud, el enfoque de anidado artificial y el enfoque del modelo combinado.

El método de anidado artificial consiste en expresar una relación lineal que pondere las dos alternativas que se quieren contrastar:

$$(1) \quad H_0 : Y = X \beta + u_0 \quad X \text{ matriz de orden } T \times K_0$$

$$(2) \quad H_1 : Y = Z\gamma + u_1 \quad Z \text{ matriz de orden } T \times K_1$$

mediante  $\lambda$  y  $(1-\lambda)$ :

$$(3) \quad Y = (1-\lambda) X \beta + \lambda Z \hat{\gamma} + \varepsilon$$

El enfoque basado en el anidado artificial del modelo con parámetro de ponderación  $\lambda$ , consiste en contrastar la hipótesis  $\lambda = 0$  mediante un contraste de la  $t$  de Student, para lo cual es necesario sustituir  $\gamma$  por un estimador consistente bajo  $H_1$ , o lo que es lo mismo sustituir  $Z \hat{\gamma}$  por  $\hat{Y}$ , bajo la  $H_1$ .

Para efectuar este contraste, Davidson y Mc Kinnon (1981) proponen utilizar como estimador de  $\gamma$  el estimador MCO bajo  $H_1$  ( $\hat{\gamma}$ ):

$$(4) \quad \hat{\gamma} = (Z'Z)^{-1} Z'Y$$

A continuación sustituye este vector estimado en el modelo anidado artificial con el objeto de contrastar la hipótesis  $\lambda = 0$  mediante el estadístico  $t$  correspondiente, el cual, bajo la hipótesis nula, se distribuye como una  $t$  de Student con  $T-k_0-1$  grados de libertad.

En el caso de modelos no lineales se presenta el problema de la elección de la forma funcional, para lo cual se puede tener en cuenta la bondad del ajuste, la estabilidad de los parámetros y contrastes de especificación para modelos no lineales anidados y no anidados de Pesaran, y otros autores.

En esta sección presentamos una síntesis de los estudios de Cancelo, Guisán y Frías(2001) de contrastes de especificación para modelos de oferta y demanda de la producción manufacturera en países de la OCDE.

*Modelo de oferta para la producción industrial manufacturera*

En primer lugar estimamos la ecuación de la producción industrial por el lado de la oferta, para lo que utilizamos la función de producción de Cobb-Douglas, pero le añadimos una variable adicional: el gasto en I+D industrial, con el objeto de recoger la influencia de la actividad tecnológica del país sobre su producción industrial.

Los datos correspondientes a empleo industrial, están expresados en miles de personas y se ha obtenido de la estadística que publica la OCDE “*National Accounts*”. Para España se han utilizado datos de la Encuesta de Población Activa que publica el INE. Los datos de capital que se han utilizado corresponden a “stock de capital” industrial, están expresados en miles de millones de dólares de 1990. Para elaborar estas series se han utilizado los datos de Formación Bruta de Capital Fijo manufacturero (a precios de 1990) que publica la OCDE. Para España se han utilizado las series de FBCF (a precios de 1990) de Mas, Pérez y Uriel (1995).

La función de producción linealizada es:

$$(5) \log Q_{10it} = \log \beta_0 + \beta_1 \log L_{10it} + \beta_2 \log SK_{10it} + \beta_3 \log BRD_{10it} + \varepsilon_t$$

donde log es el logaritmo neperiano y las variables son:

$Q_{10}$  = Producción manufacturera (miles de millones de dólares de 1990).

$L_{10}$  = Empleo industrial (miles de personas)

$SK_{10}$  = Stock industrial (miles de millones de dólares de 1990).

$BRD_{10}$  = Gasto en I+D de las empresas en la Industria (miles de millones de dólares de 1990).

El modelo se ha estimado con datos en \$90 según TCs, para una combinación de datos temporales y atemporales, correspondientes al periodo 1975-90, y a los siguientes países: Alemania, Bélgica+Luxemburgo, Dinamarca, España, Francia, Gran Bretaña, Holanda, Italia, Japón, Portugal y Estados Unidos. Por ello, el tamaño muestral es de 176 obsevaciones, correspondientes a los 16 años de los 11 países.

Hemos estimado la ecuación (5) por MCO obteniendo un valor del estadístico dw de 0.10, lo que nos indica que dicha estimación no es la más adecuada. Por ello realizamos la estimación del modelo de oferta industrial por MCG, obteniendo los siguientes resultados:

Ecuación 5. Valor Añadido real manufacturero por el lado de la oferta

LS // Dependent Variable is LOG(Q10)				
Sample: 1975 1990				
Included observations: 165				
Convergence achieved after 7 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.985175	0.306652	-3.212683	0.0016
LOG(L10)	0.409511	0.071455	5.731003	0.0000
LOG(SK10)	0.412910	0.095887	4.306198	0.0000
LOG(BRD10)	0.206164	0.033107	6.227225	0.0000
AR(1)	0.893538	0.022459	39.78488	0.0000
R-squared	0.99896	Mean dependent var 4.768376		
Adjusted R-squared	0.998941	S.D. dependent var 1.317219		
S.E. of regression	0.042875	Akaike info criterion -6.269099		
Sum squared resid	0.294122	Schwarz criterion -6.174979		
Log likelihood	288.0758	F-statistic 38658.27		
Durbin-Watson stat	1.411801	Prob(F-statistic) 0.000000		
Inverted AR Roots	.89			

A la vista de los resultados obtenidos al estimar la ecuación 5, vemos que tanto el empleo, como el stock de capital o el gasto en I+D industrial, ejercen una influencia positiva sobre la producción industrial. Además, la elasticidad del stock de capital es la mayor de las tres, lo que nos indica la importancia de esta variable a la hora de explicar la producción industrial.

*Modelo de demanda para la producción industrial*

La producción, por el lado de la demanda se puede explicar en función de un indicador de la Demanda Interior, de un indicador de la Demanda exterior, de las importaciones reales y de un indicador de precios relativos.

Como indicador de la demanda interior hemos incluido el PIB de cada país retardado un período (PIB90R).

Como indicador de la demanda exterior hemos escogido las exportaciones industriales reales de cada país hacia la OCDE (XR10). Los datos de las exportaciones e importaciones se han elaborado a partir de los datos proporcionados por OCDE en su estadística “Foreign Trade by commodities” y la serie se ha deflactado con los precios de exportaciones industriales propuestos por Cancelo y Guisán (1998).

Como indicador de los precios relativos, hemos calculado un Índice de Precios Relativos Internacionales (PRI10), obtenido como cociente entre los precios internacionales de exportaciones industriales del país  $j$  (recogidos en Cancelo y Guisán, 1998b) y la media ponderada de los precios de los otros países (como ponderación se ha utilizado el peso de las exportaciones de cada país sobre el total de las exportaciones), ya que consideramos que los precios de exportaciones calculados por nosotros aproximan mejor el precio de venta de los productos industriales que el deflactor del valor añadido.

La ecuación de demanda estimada es la siguiente:

$$(6) \log Q10_{it} = \log \beta_0 + \beta_1 \log \text{PIB90R}_{it} + \beta_2 \log \text{XR10}_{it} + \beta_3 \log \text{MR10}_{it} + \beta_4 \log \text{PRI10}_{it} + \varepsilon_t$$

donde:

Q10 = Valor añadido real de la Industria (en miles de millones de dólares de 1990).

PIB90R = PIB real retardado un período (en miles de millones de dólares de 1990).

XR10 = Exportaciones industriales reales (en miles de millones de dólares de 1990).

MR10 = Importaciones industriales reales (en miles de millones de dólares de 1990).

PRI10 = Precios relativos de la industria.

Estimando la ecuación (6) por Mínimos Cuadrados Ordinarios, nos encontramos que existe un elevado grado de autocorrelación en el modelo (el valor del Durbin-Watson es de 0.13), por lo que estimamos el modelo por Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG).

Ecuación 6. Estimación MCG de la ecuación de demanda de Q10

LS // Dependent Variable is LOG(Q10)				
Sample: 1975 1990				
Included observations: 165				
Convergence achieved after 11 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.793070	0.516933	-5.403157	0.0000
LOG(PIB90R	0.736865	0.066857	11.02149	0.0000
LOG(XR10)	0.320267	0.053108	6.030527	0.0000
LOG(MR10)	0.218374	0.039060	5.590708	0.0000
LOG(PRI10)	-0.192742	0.060924	-3.163671	0.0019
AR(1)	0.965266	0.008886	108.6251	0.0000
R-squared	0.999155	Mean dependent var	4.768376	
Adjusted R-squared	0.999129	S.D.dependent var	1.317219	
S.E. of regression	0.038877	Akaike info criterion	-6.459018	
Sum squared resid	0.240316	Schwarz criterion	-6.346075	
Log likelihood	304.7441	F-statistic	37621.55	
Durbin-Watson stat	1.718174	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted AR Roots	.97			

Las exportaciones industriales ejercen una influencia positiva y significativa sobre la producción industrial. Además, ejercen una influencia positiva y significativa la demanda interna (PIB90R). Los precios ejercen una influencia negativa, como se podría esperar a priori.



El coeficiente de la variable de importaciones reales tiene su signo positivo, lo que puede deberse al hecho de que las importaciones complementarias tengan un mayor peso que las sustitutivas. El valor del estadístico t, aconsejaría la inclusión de esta variable en el modelo.

### *Contrastes de especificación*

Una vez estimados los dos modelos alternativos para explicar el comportamiento de la producción industrial se nos plantea el problema de cual de las dos recoge mejor el comportamiento de la producción industrial: la ecuación por el lado de la oferta, la ecuación por el lado de la demanda, o una combinación de ambas, y para responder a esta cuestión vamos a utilizar los contrastes de especificación para modelos lineales no anidados.

### *Método de Davidson y McKinnon*

1) Estimamos por MCO una ecuación de producción por el lado de la oferta, y estimamos los valores de la producción bajo  $H_1$  (YFS). Considerando como  $H_0$  el modelo de demanda y  $H_1$  el modelo de oferta.

Al tener que estimar por MCO, necesitamos reestimar nuestra ecuación (5) por MCO y corregir la autocorrelación incluyendo como variable explicativa en el mismo la variable producción industrial retardada un período (Q10R) que además nos puede servir para recoger, como aproximación, la capacidad productiva del país (la oferta retardada).

Así, estimamos la siguiente ecuación de oferta:

$$(7) \quad \log Q10_{it} = \log \beta_0 + \beta_1 \log L10_{it} + \beta_2 \log SK10_{it} + \beta_3 \log BRD10_{it} + \beta_4 \log Q10R_{it} + \varepsilon_t$$

2) En un modelo anidado contrastaremos la influencia de los factores por el lado de la demanda, además de los factores por el lado de la oferta. De forma que estimamos la siguiente ecuación:

$$(8) \quad \log Q = C(50)*YFS + (1 - C(50)) \log Q^d$$

donde,  $Q^d$  recoge el efecto las variables explicativas que se presentan en la ecuación (7) y además incluimos la producción industrial retardada, para evitar los problemas de autocorrelación, al igual que hicimos con la oferta.

La ecuación a estimar, se especificaría de la siguiente forma:

$$(9) \log Q10_{it} = C(50) * YFS_{it} + (1 - C(50)) * (C(60) + C(61) * \log PIB90R_{it} + C(62) * \log XR10_{it} + C(63) * \log MR10_{it} + C(64) * \log PRI10_{it} + C(65) * \log Q10R_{it}) + \varepsilon_t$$

Con los resultados obtenidos al estimar YFS en la ecuación (7), contrastamos si el parámetro  $c(50)$  es significativamente distinto de cero en la ecuación (9). A continuación presentamos los resultados obtenidos.

Estimación MCO de la ecuación (7) para estimar YFS

LS // Dependent Variable is LOG(Q10)				
Sample: 1975 1990				
Included observations: 176				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(L10)	0.000116	0.011796	0.009853	0.9922
LOG(SK10)	0.065469	0.019333	3.386381	0.0009
LOG(BRD10)	0.009758	0.006404	1.523769	0.1294
LOG(Q10R)	0.927540	0.021215	43.72003	0.0000
R-squared	0.998721	Mean dependent var	4.756015	
Adjusted R-squared	0.998699	S.D. dependent var	1.312430	
S.E. of regression	0.047338	Akaike info criterion	-6.078406	
Sum squared resid	0.385437	Schwarz criterion	-6.006349	
Log likelihood	289.1665	F-statistic	44780.38	
Durbin-Watson stat	1.586547	Prob(F-statistic)	0.000000	

Con el valor de la producción industrial estimado por esta ecuación, YFS, estimamos la ecuación (9) por Mínimos Cuadrados No Lineales, cuyos resultados son los siguientes:

$$\log Q10_{it} = 0.745 YFS_{it} + (1 - 0.745) * (-0.288 + 0.158 * \log PIB90R_{it} + 0.069 * \log XR10_{it} - 0.064 * \log MR10_{it} - 0.116 * \log PRI10_{it} + 0.852 * \log Q10R_{it})$$

El coeficiente correspondiente a la producción estimada por el lado de la oferta (C(50)) es igual a 0.74 y además resulta estadísticamente significativo al 4% ya que el estadístico t resultó igual a 2.07.

En segundo lugar, aplicamos las dos fases del método considerando como  $H_0$  el modelo de oferta y  $H_1$  el modelo de demanda. Primero reestimamos la ecuación (3), en la que incluimos la producción retardada un periodo para eliminar los problemas de autocorrelación y estimar por MCO. Así, la ecuación de demanda, que permite calcular YFD, quedaría especificada de la siguiente forma:

$$(10) \log Q10_{it} = \log \beta_0 + \beta_1 \log PIB90R_{it} + \beta_2 \log XR10_{it} + \beta_3 \log MR10_{it} + \beta_4 \log PRI10_{it} + \beta_5 \log Q10R_{it} + \varepsilon_t$$

Estimación MCO de la ecuación de demanda (10) para estimar YFD

LS // Dependent Variable is LOG(Q10)				
Sample: 1975 1990				
Included observations: 176				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.131998	0.040558	-3.254539	0.0014
LOG(PIB90R)	0.078755	0.022484	3.502633	0.0006
LOG(XR10)	0.032239	0.012423	2.595048	0.0103
LOG(MR10)	-0.026798	0.012859	-2.084061	0.0386
LOG(PRI10)	-0.013072	0.031303	-0.417600	0.6768
LOG(Q10R)	0.923929	0.021521	42.93176	0.0000
R-squared	0.998719	Mean dependent var	4.756015	
Adjusted R-squared	0.998681	S.D. dependent var	1.312430	
S.E. of regression	0.047659	Akaike info criterion	-6.053892	
Sum squared resid	0.386127	Schwarz criterion	-5.945808	
Log likelihood	289.0093	F-statistic	26508.35	
Durbin-Watson stat	1.587743	Prob(F-statistic)	0.000000	

Con los resultados obtenidos a partir de la estimación de esta ecuación, estimamos el valor de la producción industrial por el lado de la demanda (YFD), y lo sustituimos en las ecuaciones siguientes (al igual que hacíamos con la oferta):

$$(11) \log Q = C(80) * YFD + (1 - C(80)) \log Q^S$$

$$(12) \log Q10_{it} = C(80) * \log YFD_{it} + (1 - C(80)) * (C(91) * \log L10_{it} + C(92) * \log SK10_{it} + C(93) * \log BRD10_{it} + C(94) * \log Q10R_{it}) + \varepsilon_t$$

Estimando la ecuación 12 por Mínimos Cuadrados No Lineales, los resultados obtenidos son los siguientes:

$$\log Q10_{it} = 0.619 * \log YFD_{it} + (1 - 0.619) * (-0.001 * \log L10_{it} + 0.105 * \log SK10_{it} + 0.013 * \log BRD10_{it} + 0.924 * \log Q10R_{it})$$

Con los resultados de la estimación de la ecuación (12) vemos que el coeficiente correspondiente a la producción estimada por el lado de la demanda (C(80)) es igual a 0.62, el cual no resulta estadísticamente significativo pues el valor del estadístico t tomó el valor 1.84 y está en la zona de no rechazo de la hipótesis de nulidad.

Estos resultados sugieren que los factores por el lado de la oferta son los que determinarían, en mayor medida, el aumento de la producción industrial. A continuación examinamos esta cuestión con el Método del Modelo Combinado.

#### *Método del Modelo Combinado.*

Además de realizar el contraste para el modelo de anidado artificial realizamos el contraste de especificación bajo la enfoque del modelo combinado, el cual consiste en construir un modelo que combine las dos hipótesis sin utilizar ningún parámetro de ponderación.

De esta forma, se contrasta la hipótesis  $\gamma = 0$  en el modelo combinado, de forma que la hipótesis nula:  $Y = X\beta + u_0$  se acepta si se acepta  $\gamma = 0$ . De forma similar, se acepta la hipótesis alternativa, cuando se acepta la hipótesis  $\beta = 0$ .

La mecánica del contraste consiste en estimar la ecuación que incluya tanto los factores de oferta y de demanda, y contrastar la significatividad de los subconjuntos de parámetros correspondientes a cada modelo.

Así, especificamos la siguiente ecuación:

$$(13) \log Q10_{it} = \beta_0 + \beta_1 \log L10_{it} + \beta_2 \log SK10_{it} + \beta_3 \log BRD10_{it} + \\ + \beta_5 \log PIB90R_{it} + \beta_6 \log XR10_{it} + \beta_7 \log MR10_{it} + \\ + \beta_8 \log PRI10_{it} + \beta_9 \log Q10R_{it} + \varepsilon_t .$$

Estimación de la ecuación (13) por MCO. Modelo combinado

LS // Dependent Variable is LOG(Q10)				
Sample 1975 1990				
Included observations: 176				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.427891	0.138210	-3.095957	0.0023
LOG(L10)	0.033972	0.017006	1.997717	0.0474
LOG(SK10)	0.024249	0.025113	0.965600	0.3356
LOG(BRD10)	-0.013625	0.012587	-1.082457	0.2806
LOG(PIB90R)	0.101879	0.036949	2.757292	0.0065
LOG(XR10)	0.062405	0.021608	2.887994	0.0044
LOG(MR10)	-0.030255	0.014346	-2.108916	0.0364
LOG(PRI10)	0.019441	0.039806	0.488393	0.6259
LOG(Q10R)	0.851351	0.031422	27.09386	0.0000
R-squared	0.998807	Mean dependent var	4.756015	
Adjusted R-squared	0.998750	S.D. dependent var	1.312430	
S.E. of regression	0.046409	Akaike info criterion	-6.090751	
Sum squared resid	0.359680	Schwarz criterion	-5.928624	
Log likelihood	295.2529	F-statistic	17473.56	
Durbin-Watson stat	1.578792	Prob(F-statistic)	0.000000	

El contraste que se efectúa para seleccionar cual es la especificación más adecuada es el de un subconjunto de parámetros, que se realiza con el estadístico F, de forma que si contrastamos la hipótesis nula de que los parámetros correspondientes a la ecuación de demanda son nulos (tomados conjuntamente), el estadístico F sería igual a:

$$(14) \quad F = \frac{(SCE^C - SCE^S) / (K - K^S)}{SCE^C / (T - K)}$$

$SCE^S$  = Suma de Cuadrados de Errores, correspondiente a la ecuación del modelo de Oferta (4) cuyos resultados se recogen en la tabla 3.

$SCE^C$  = Suma de Cuadrados de Errores, correspondiente a la ecuación del modelo combinado (10) cuyos resultados se recogen en la tabla 5.

$K$  = N° total de parámetros que intervienen en el modelo conjunto = 9.

$K^S$  = N° de parámetros que intervienen en el modelo de oferta = 4.

$T$  = Tamaño muestral

Así:  $K - K^S$  = N° de parámetros excluidos.

El valor del estadístico  $F$  es de 2.39. Bajo la hipótesis nula este estadístico se distribuye como una  $F$  de Snedecor con  $K - K^S$  (5) grados de libertad en el numerador y  $T - K$  (167) grados de libertad en el denominador, que para un nivel de significación del 5% vale 2.27.

Por lo tanto, comparando el valor del estadístico  $F$  (2.39) con el valor crítico de la  $F$  de Snedecor (2.27) la hipótesis nula de nulidad conjunta de los parámetros correspondientes al modelo de demanda se rechazaría para un 5%, pero con muy poco margen.

Si calculamos el mismo estadístico para contrastar la nulidad conjunta de los parámetros correspondientes al modelo de oferta, el procedimiento es exactamente el mismo, pero en este caso el valor del estadístico  $F$  es de 4.09 que si lo comparamos con el valor crítico de la  $F$  de Snedecor (que en este caso vale 2.67) nos indica un claro rechazo de la hipótesis nula.

Con los resultados obtenidos tanto al efectuar este contraste, como el de Davidson y Mc Kinnon, que la evidencia empírica es mucho más favorable hacia el modelo de oferta que hacia el modelo de demanda, evidencia que se hace más fuerte si comparamos los resultados obtenidos al predecir con todos los modelos.

$$(15) \quad Q_{10} = 0.74 * Q_{10FS} + 0.26 * Q_{10FD}$$

donde Q10FS es la predicción efectuada para la producción industrial con el modelo de oferta (ecuación 2 y tabla 1) y Q10FD es la predicción efectuada para la producción industrial con el modelo de demanda (ecuación 3 y tabla 2).

A continuación presentamos una tabla con los resultados de la evaluación de la capacidad predictiva realizada con los tres modelos.

Tabla 2. Evaluación de la capacidad predictiva. Predicción de la producción industrial real para los años 1991 y 1992, para los 11 países considerados.

Predicción	Tabla	% RECM	% EAM.	U de Theil
M. oferta	14	2.6269	2.090	0.0087
M. demanda	16	5.7117	2.231	0.0189
M. combinado	21	3.8936	1.808	0.0132

Nota: RECM = Raíz del Error Cuadrático Medio. EAM = Error Absoluto Medio

Examinando estos resultados podemos comprobar que las mejores predicciones se realizan con el modelo estimado por el lado de la oferta, ya que conllevan un menor porcentaje de la Raíz del Error Cuadrático Medio del período de predicción (%RECM) y un menor valor del estadístico U de Theil.

Además, podemos observar que las predicciones son correctas, dado que el valor del %RECM no llega al 3%, y el U de Theil, está muy próximo a 0, además la media absoluta de los errores de predicción en porcentaje (cuyos valores recogemos en la cuarta columna de la tabla 22) está en torno al 2%, lo que es un valor bastante bajo.

Si calculamos el %RECM de la predicción realizada a través de la ecuación 11 que recoge oferta y demanda en los porcentajes ya descritos, toma un valor de 2.8964 %, o sea, es mayor que el valor obtenido para la misma medida cuando realizamos la predicción a partir del modelo de oferta (2.626).

Con todos los resultados, y contrastes, que se han manejado se puede concluir que para estos países el modelo de oferta presentado es el que mejor estima y predice los valores de la producción industrial.

*Contraste de estabilidad*

Además de realizar los contrastes de especificación para elegir cual sería la ecuación que mejor explica el comportamiento de la producción industrial para los países estudiados, hemos realizado el contraste de estabilidad muestral de los parámetros del modelo que hemos seleccionado para explicar la producción industrial con el fin de estudiar si el modelo que se ha propuesto es adecuado, ya que estamos trabajando con una muestra de datos cross-section y puede ocurrir que no todos los parámetros del modelo sean homogéneos a lo largo de la muestra.

Para ello, vamos a realizar el contraste de homogeneidad total de los parámetros del modelo de forma que si este contraste es aceptado ya no tenemos que realizar mas contrastes con relación a los parámetros. Si se rechazara este contraste, en una segunda etapa tendríamos que analizar si no son estables todos los parámetros, o bastaría con incluir variables ficticias para diferenciar la ordenada en el origen de los países incluidos en el modelo.

Para realizar el contraste calculamos el estadístico:

$$(16) \quad F = \frac{(S2 - S1) / (gl2 - gl1)}{S1 / gl1}$$

donde: S2 = Suma de las SCE del modelo estimado en su conjunto. gl2 = grados de libertad del modelo 2 = T- k

S1 = SCE del modelo 1. gl1 = grados de libertad del modelo 1 = T- p k

T = tamaño muestral. p = número de grupos. En este caso 11 países.

k = número de variables explicativas incluidas en el modelo (incluido el regresor ficticio).

Bajo la hipótesis nula de estabilidad muestral (homogeneidad de los coeficientes), el estadístico F se distribuye como una F de Snedecor con (gl2-gl1) grados de libertad en el numerador y gl1, grados de libertad en el denominador.



Si calculamos el valor del estadístico F para la ecuación de producción estimada según el modelo de oferta, que presentamos en esta sección, vemos que el valor del estadístico F (1.27) es menor que el valor crítico de la F de Snedecor con 50 grados de libertad en el numerador y 110 grados de libertad en el denominador, por lo que se acepta la hipótesis nula de estabilidad muestral de los parámetros.

Las principales conclusiones que se deducen de este estudio son las siguientes:

1) El contraste de Davidson y McKinnon y el contraste F del modelo combinado ponen de manifiesto un claro predominio del modelo de oferta sobre el modelo de demanda para explicar la evolución de la producción manufacturera (aunque este resultado puede variar si analizamos los modelos para cada uno de los países considerados en la muestra).

2) Aunque el enfoque de oferta es el predominante para la producción industrial existen también indicios de impacto por parte de la demanda. Como recogen Cancelo y Guisán (1998b), si se analiza la causalidad entre la producción industrial y las exportaciones industriales (variable incluida en el modelo de demanda) utilizando el test de Causalidad de Granger, se concluye que las exportaciones industriales son Causa Granger de la producción industrial. A esto hay que añadirle que la inversión industrial (variable incluida en el modelo de oferta) posiblemente está recogiendo en el modelo una parte importante de los efectos del modelo de demanda, tema que puede ser analizado en un estudio posterior.

3) La inversión industrial se revela como la variable más importante a la hora de explicar el comportamiento de la producción industrial, lo que se pone de manifiesto si examinamos los resultados obtenidos en el modelo de oferta.

#### ***4.3. Modelos de comercio exterior en los países de la OCDE.***

Planteamos dos variantes de nuestro modelo, que relaciona las exportaciones reales con la producción manufacturera, los precios, la

demanda exterior y el nivel educativo de la población. De ambas seleccionamos la que muestra una mayor capacidad predictiva. El primero de ellos se estima por MCO y por MCG, ya que presenta autocorrelación, y el segundo sólo por MCO ya que no presenta autocorrelación.

Previamente a la estimación de los modelos que presentamos en este trabajo efectuamos, en una primera aproximación, la estimación de un modelo preliminar donde las exportaciones industriales reales se explicaban en función de: una variable indicativa del esfuerzo innovador, una variable representativa del capital, una variable que recoja las diferencias entre precios y/o costes, la demanda interna, recogida por la producción industrial, y la dinámica exportadora recogida por la propia endógena retardada.

De los resultados que obtuvimos al estimar las exportaciones reales de esta primera aproximación, se destaca lo siguiente:

1) Las variables representativas del esfuerzo innovador (gasto en I+D industrial de las empresas) y del capital (stock de capital industrial) ejercen una influencia positiva sobre las exportaciones industriales, pero dicha influencia no resulta estadísticamente significativa.

2) Dichas variables están muy correlacionadas tanto entre si (coeficiente de correlación igual a 0.93), como con la producción industrial (coeficiente de correlación para el gasto en I+D y la producción es de 0.96, y del capital y la producción 0.98), lo que provoca problemas de multicolinealidad y plantea problemas de selección de regresores.

3) El valor del estadístico t del coeficiente de la endógena retardada resultó muy elevado lo que nos indica que posiblemente dicha variable recogiendo la influencia de variables omitidas.

Con estas reflexiones a partir de dicha primera aproximación, y revisando otros modelos que explican las exportaciones, como por ejemplo PULIDO (1983), concluimos lo siguiente:

1) La producción industrial real recoge la influencia del gasto en I+D y del capital industrial sobre las exportaciones reales, como puede verse en

CANCELO (1998), por lo que consideramos conveniente no incluir estas dos variables en el modelo, decisión que nos permite reducir los problemas de multicolinealidad.

2) Examinados otros modelos econométricos, vemos la necesidad de incluir en nuestro modelo una variable que recoja el nivel de actividad mundial de la industria, o lo que podría ser una variable proxy de demanda externa de nuestras exportaciones.

3) Además, consideramos importante la inclusión de una variable que recoja un indicador de precios relativos (en una moneda común), con la finalidad de contrastar el efecto que las diferencias de precios ejercen sobre la competitividad de las exportaciones de los países, efecto contrastado por numerosos autores en toda la literatura de los modelos de comercio internacional así como en algún modelo recogido en el capítulo 2 (SÁNCHEZ, 1993), y que no se debe omitir aunque se considere que existen otras variables que pueden influir de forma significativa sobre las exportaciones de un país.

4) En el modelo no se han incluido los costes laborales unitarios como variable explicativa de las exportaciones industriales, ya que si bien su influencia es negativa, estadísticamente no resulta significativa, lo que pone de manifiesto: en primer lugar, que la influencia de los costes en parte se recogen en los precios y en segundo lugar, que la reducción de los costes no es tan importante como a veces se quiere hacer creer.

5) Por último, incluimos una variable para recoger la influencia del capital humano en la evolución de las exportaciones industriales. Por ello hemos incluido en el modelo una variable que recoge el nivel educativo superior de la población, como indicador de stock, y que está muy correlacionada con los gastos en educación, ya que si un país aumenta los gastos en educación, aumentará el número de personas que puedan acceder a la misma, y esto repercutirá de forma positiva sobre el crecimiento del país.

De esta forma estimamos el modelo (17):

$$\log \left( \frac{XR10}{XR10R} \right) = \beta_0 + \beta_1 \log \left( \frac{Q10}{Q10R} \right) + \beta_2 \log \left( \frac{PRI10}{PRI10R} \right) + \\ + \beta_3 \left( \frac{DEXT}{DEXTR} \right) + \beta_4 \log \left( \frac{NE3}{NE3R} \right) + \varepsilon_{it}$$

donde:

$XR10_{it}$  = Exportaciones industriales reales del país  $i$  hacia la OCDE, para el periodo muestral  $t=1975..90$ , expresada en miles de millones de dólares de 1990 (con precios y tipos de cambio de 1990).

$Q10j$  = Valor añadido real de la industria en el país  $i$ , en el año  $t$ , y expresada en miles de millones de dólares de 1990 (con precios y tipos de cambio de 1990).

$PRI10j$  = Precios relativos internacionales de la industria en el país  $j$  (1990=100). Es igual al cociente entre los precios internacionales de exportaciones industriales del país  $j$  ( $IPXI10j$ ) y la media ponderada de los precios de los otros países ( $IPXG10j$ ). Este índice de precios está expresado en dólares de 1990, para todos los países, lo que permite comparaciones tanto a lo largo del tiempo, como entre países. Como ponderaciones se han utilizado la cuota de exportaciones industriales del país con relación a los otros países considerados.

$$PRI10_j = \frac{IPXI10_j}{IPXG10_j} ; \quad IPXG10_j = \frac{\sum_{i=1, i \neq j}^{10} IPX10_i}{\sum_{i=1, i \neq j}^{10} XR10_i} \cdot \frac{XR10_j}{\sum_{i=1, i \neq j}^{10} XR10_i}$$

El cálculo de los precios de exportaciones industriales se ha efectuado a partir del deflactor de las exportaciones de bienes y servicios de la OCDE (en base 1990=100) corregidos por los deflatores del valor añadido industrial (en la misma base). Para evitar que los tipos de cambio influyan en su evolución, se han expresado en dólares de 1990.

DEXT<sub>j</sub> = Demanda real de los productos del país j o nivel de actividad de los países considerados, exceptuando el país j, está expresada en miles de millones de dólares de 1990, y se define como:

$$DEXT_j = \sum_{i=1, i \neq j}^{10} \frac{X_{ij}}{\sum_{i=1}^{10} X_{ij}} PIB90_i$$

donde:

X<sub>ij</sub> = Exportaciones reales totales, de bienes y servicios, del país j al país i.

PIB90<sub>i</sub> = Producto Interior Bruto real del país i expresado en miles de millones de dólares de 1990.

DEXT<sub>j</sub> = La demanda externa del país j se define como la media ponderada del PIB de los países compradores, siendo la ponderación igual a la participación de cada país i en las exportaciones del país j.

NE3 = Porcentaje de la población activa que tiene el nivel educativo 3, correspondiente a la educación secundaria de segundo ciclo completa o nivel superior.

La letra R al final de la variable, indica el valor retardado de dicha variable. Así, lo que vamos a estudiar son los crecimientos de las variables, en lugar de los niveles.

La ecuación va a ser estimada en logaritmos, ya que la presencia de la variable precio lo hace conveniente.

Las variables recogen datos para el período 1975-90, para los países que figuran en el Anexo de esta sección, basados en las tablas de Cancelo y Guisán(1998) y Cancelo(2001), y que son los siguientes: Alemania, Bélgica y Luxemburgo, Dinamarca, España, Francia, Gran Bretaña, Holanda, Italia, Portugal, Estados Unidos y Japón.

Las fuentes estadísticas utilizadas son las siguientes:

Los datos correspondientes al Valor añadido, se han obtenido de la estadística de OCDE, *National Accounts*, vol. II, exceptuando dos países: Gran Bretaña, para el cual se utilizaron las series que proporciona Eurostat en su estadística *National Accounts*, *ESA*; para España, se utilizó la Contabilidad Nacional del INE.

Los datos correspondientes a las exportaciones industriales se han elaborado a partir de los datos recogidos en la estadística de la OCDE, *Foreign Trade by commodities*, de varios años. Para obtener estas series, tuvimos que separar las exportaciones de los productos industriales de lo que son materias primas, ya que en esta estadística están recogidos conjuntamente y no se hace una selección por el origen de la producción de las exportaciones (o importaciones).

Los datos del PIB, exportaciones de bienes y servicios y deflatores de estas exportaciones, se han obtenido de la estadística de OCDE, *National Accounts*, Vol.I. Para construir la serie que recoge el Nivel Educativo de la población, se han utilizado las series de GUISÁN (1975), DENISON y CHUNG (1976) y OCDE (1995), cuyos valores se han interpolado para el período 1970-92.

#### *Resultados de la estimación de los modelos propuestos*

Así pues comparamos la estimación de 3 modelos de exportaciones:

Modelo 1. Estimación MCO de la relación logarítmica en incrementos o primeras diferencias. Se expresa como logaritmo del cociente entre XR10 y XR10R

Modelo 2. Estimación MCG de la relación logarítmica en incrementos o primeras diferencias. Se expresa como logaritmo del cociente entre XR10 y XR10R.

Modelo 3. Estimación MCO de la relación logarítmica en niveles. Se expresa como logaritmo de XR10.

Modelo 1. Modelo de Exportaciones en incrementos por MCO

LS // Dependent Variable is LOG(XR10/XR10R)				
Sample: 1975 1990				
Included observations: 165				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	prob.
LOG(Q10/Q10R)	0.654030	0.086386	7.571028	0.0000
LOG(PRI10/PRI10R)	-0.264720	0.068575	-3.860275	0.0002
LOG(DEXT/DEXTR)	0.659224	0.117188	5.625375	0.0000
LOG(NE3/NE3R)	0.779364	0.145619	5.352092	0.0000
R-squared	0.993762	Mean dependent var	0.053791	
Adjusted R-squared	0.993653	S.D. dependent var	0.072345	
S.E. of regression	0.056073	Akaike info criterion	-5.739743	
Sum squared resid	0.540796	Schwarz criterion	-5.667686	
Log likelihood	259.3642	F-statistic	39.76954	
Durbin-Watson stat	1.521495	Prob(F-statistic)	0.000000	

Observamos que el crecimiento de la producción manufacturera ejerce una influencia positiva sobre el crecimiento de las exportaciones reales, de forma que si la producción se duplica, permaneciendo las otras variables constantes, las exportaciones crecerán por término medio en un 65.4%.

Al igual que la producción industrial afecta positivamente al crecimiento de las exportaciones, también el crecimiento de la actividad de los otros países influye de forma positiva sobre las mismas, con una elasticidad del 65.9%.

Como se esperaba, el incremento en los precios relativos de las exportaciones del país con relación a los precios de los otros países, tiene una influencia negativa, y significativa, sobre el crecimiento de las exportaciones industriales, si bien esa influencia es menos importante que la de las restantes variables incluidas en el modelo (elasticidad de -26.4%).

Con relación al nivel educativo, vemos que se demuestra su importancia a la hora de explicar el crecimiento de las exportaciones industriales, y su influencia además de ser positiva, es muy elevada (valor de su parámetro es de 0.7793, con un valor del estadístico t de 5.35). Esto demuestra la importancia de la educación no solo a la hora de estudiar la productividad de un sector sino a la hora de estudiar su crecimiento y competitividad.

El valor del estadístico Durbin-Watson, toma un valor de 1.52, por lo que reestimamos el modelo por Mínimos Cuadrados Generalizados para corregir un pequeño grado de autocorrelación.

Modelo 2. Modelo de Exportaciones en incrementos por MCG

LS // Dependent Variable is LOG(XR10/XR10R)				
Sample: 1975 1990				
Included observations: 165				
Excluded observations: 11				
Convergence achieved after 8 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(Q10/Q10R)	0.523261	0.085480	6.121469	0.0000
LOG(DEXT/DEXTR)	0.574617	0.110248	5.212037	0.0000
LOG(PRI10/PRI10R)	-0.286846	0.065116	-4.405158	0.0000
LOG(NE3/NE3R)	1.207716	0.169794	7.112831	0.0000
AR(1)	0.152788	0.071235	2.144847	0.0335
R-squared	0.994762	Mean dependent var	0.062954	
Adjusted R-squared	0.994605	S.D. dependent var	0.063967	
S.E. of regression	0.050189	Akaike info criterion	-5.954065	
Sum squared resid	0.403037	Schwarz criterion	-5.859946	
Log likelihood	262.0855	F-statistic	26.59980	
Durbin-Watson stat	1.668550	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted AR Roots	.15			

Efectuando la estimación del modelo por MCG, vemos que el valor del estadístico Durbin-Watson incrementa su valor pasando de 1.52 a 1.67, pero no mejora sustancialmente con respecto a la estimación anterior. Además, hay que tener en cuenta que al realizar esta estimación se pierden once observaciones.

Con respecto a los valores de los coeficientes estimados, observamos que siguen teniendo signos correctos (todos positivos, excepto el del coeficiente correspondiente a los precios relativos que lo tiene negativo).

Si estimamos la ecuación de exportaciones, pero considerando las variables, tanto endógena como predeterminadas, en niveles y no en variaciones, los resultados de efectuar la estimación serían los siguientes:



Modelo 3. Modelo de Exportaciones en niveles por MCO

LS // Dependent Variable is LOG(XR10)				
Sample: 1975 1990				
Included observations: 176				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.333233	0.119509	-2.788343	0.0059
LOG(Q10)	0.020026	0.007859	2.548168	0.0117
LOG(DEXT)	0.037321	0.017021	2.192600	0.0297
LOG(PRI10)	-0.247913	0.050998	-4.861189	0.0000
LOG(NE3)	0.048028	0.016794	2.859828	0.0048
LOG(XR10R)	0.960375	0.012945	74.19058	0.0000
R-squared	0.995573	Mean dependent var		4.057490
Adjusted R-squared	0.995442	S.D. dependent var		0.994489
S.E. of regression	0.067137	Akaike info criterion		-5.368530
Sum squared resid	0.766264	Schwarz criterion		-5.260445
Log likelihood	228.6975	F-statistic		7645.590
Durbin-Watson stat	1.615829	Prob(F-statistic)		0.000000

Estimando la ecuación de las exportaciones reales, en logaritmos, vemos que se confirman todos los resultados obtenidos anteriormente: la influencia positiva y significativa sobre las exportaciones tanto de la producción industrial del país, como del nivel de actividad de los otros países, y del porcentaje de la población activa que ha alcanzado un nivel de educación igual o superior al BUP (o equivalente). Además, se confirma la influencia negativa y significativa de los precios sobre las exportaciones.

*Predicciones efectuadas con los modelos propuestos*

La tabla 3 presenta la evaluación de la capacidad predictiva de los tres modelos considerados para la predicción de las exportaciones manufactureras reales, para los años 1991 y 1992, en todos los países incluidos en la muestra.

Las medidas utilizadas para evaluar la capacidad predictiva de cada uno de los modelos estimados en la sección anterior, son las siguientes:

La Raíz del Error Cuadrático Medio (RECM) del período de predicción, calculado como la raíz cuadrada del cociente entre la Suma de Cuadrados de los Errores (SCE) del período de predicción entre el número de predicciones efectuadas. También presentamos %RECM como porcentaje de la media de RECM respecto al valor medio de la variable endógena en el período de predicción.

El coeficiente de desigualdad de Theil, que indica que las predicciones efectuadas son buenas cuando su valor se encuentra entre 0 y 1. Si el valor del coeficiente es 0 las predicciones son perfectas, por lo que cuanto más próximo esté a 0 el valor del coeficiente mejores serán las predicciones efectuadas.

Tabla 3. Comparación de la capacidad predictiva de los 3 modelos

Modelo	Variable Dependiente	Variable Prevista	RECM predicc.	% RECM	U de Theil
1	XR10/XR10R	XR10	4.3856	3.4305	0.0144
2	XR10/XR10R	XR10	4.4598	3.46102	0.0146
3	XR10	XR10	9.7803	7.3856	0.0315

Nota: XR10 = Exportaciones industriales a precios y tipos de cambio de 1990 (miles de millones de dólares de 1990), y XR10R es el valor retardado.

De la observación de los resultados proporcionados por las medidas utilizadas para evaluar la capacidad predictiva del modelo, se puede señalar que las predicciones efectuadas son, en general, bastante buenas, ya que el valor del coeficiente de desigualdad de Theil está muy próximo a 0, y el %RECM están en torno al 3% con respecto a la media de  $y$ .

Además las mejores predicciones se han obtenido a partir del Modelo 1, modelo en el que estimamos el crecimiento de las exportaciones industriales reales, por MCO, por lo que es este el modelo que escogeríamos el modelo, en su primera aproximación como el mejor modelo para estimar las exportaciones reales industriales para el conjunto de países estudiados. Con estos resultados observamos que la capacidad predictiva es muy similar si comparamos el Modelo 1 y el 2, o sea el modelo estimado por MCO y por MCG, lo que indica que la autocorrelación aunque está presente en este caso, no es demasiado influyente.

Un aspecto novedoso importante de nuestro modelo es la inclusión del nivel educativo de la población activa como factor de gran importancia en la explicación de la capacidad exportadora. La influencia de esta variable se manifiesta en la práctica de muchas formas, en aspectos cualitativos de la producción, organizativos y de calidad de los servicios públicos y privados que contribuyen a facilitar las actividades exportadoras. Influye además en muchos casos sobre los valores de las demás variables explicativas como la producción manufacturera y el abaratamiento de los precios, cuando este abaratamiento está ligado a incrementos de productividad por trabajador.

En la bibliografía se incluyen algunos trabajos interesantes para profundizar en los modelos del sector manufacturero y comercio exterior.

**Anexo de datos a la sección 4.3.**

Tabla A1. Exportaciones industriales reales hacia la OCDE.  
(miles de millones de dólares de 1990 según TCs)

País	1975	1980	1985	1990
Alemania	139.6	190.1	264.1	316.9
Bélgica y Lux.	42.9	56.6	71.8	94.3
Dinamarca	13.1	17.8	22.6	26.1
España	12.0	18.3	29.4	43.5
Francia	66.4	94.1	116.2	157.5
Gran Bretaña	60.5	68.3	81.2	125.4
Holanda	31.3	58.2	73.4	93.9
Italia	56.7	79.8	101.9	128.0
Portugal	3.6	5.6	8.8	14.1
Japón	43.3	84.1	144.9	166.0
USA	87.5	128.4	115.5	212.6

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de OCDE, Eurostat y datos del INE para la economía española.

Tabla A2. Valor añadido manufacturero real  
(miles de millones de dólares de 1990 según TCs)

País	1975	1980	1985	1990
Alemania	333.5	386.8	408.7	458.9
Bélgica y Lux.	34.2	36.1	41.0	46.0
Dinamarca	16.7	19.2	21.7	21.0
España	73.0	82.5	84.6	101.2
Francia	210.2	231.8	228.2	256.1
G.Bretaña	144.0	146.0	151.0	201.4
Holanda	33.8	48.9	49.2	53.8
Italia	138.9	195.4	203.1	245.2
Portugal	15.2	13.3	13.2	16.6
Japón	361.8	501.9	655.3	852.6
USA	632.2	766.4	900.8	1032.2

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de OCDE, Eurostat y datos del INE para la economía española

Tabla A3. Demanda Externa  
(miles de millones de dólares de 1990 según TCs)

País	1975	1980	1985	1990
Alemania	937.10	1099.05	1400.24	1393.63
Bélgica y Lux.	900.96	1054.12	1206.29	1307.33
Dinamarca	1142.68	1336.57	1716.78	1565.63
España	1059.37	1243.67	1508.53	1372.65
Francia	945.81	1115.43	1356.66	1344.05
G.Bretaña	1335.44	1571.48	1776.73	1877.07
Holanda	877.61	1029.62	1166.35	1238.69
Italia	1157.07	1352.91	1747.06	1630.67
Portugal	939.38	1094.05	1349.17	1251.77
Japón	2722.93	3189.28	3872.23	3852.88
USA	893.08	1080.94	1267.20	1588.73

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de OCDE.

Tabla A4. Precios Relativos Internacionales de las Exportaciones

País	1975	1980	1985	1990
Alemania	90.15	94.11	80.89	100
Bélgica y Lux.	105.83	108.77	87.83	100
Dinamarca	98.61	93.89	87.64	100
España	81.19	90.03	82.11	100
Francia	96.67	98.59	89.20	100
G.Bretaña	91.07	119.43	110.83	100
Holanda	115.97	100.02	92.47	100
Italia	81.73	87.64	86.05	100
Portugal	89.49	83.44	85.53	100
Japón	109.86	97.86	117.11	100
USA	124.45	107.15	159.72	100

Fuente: Canelo(1996). Elaboración en base a medias ponderadas de deflatores del valor añadido de los sectores manufactureros.

Tabla A5. Porcentaje de población activa con un nivel educativo secundario de segundo ciclo completo o superior

País	1975	1980	1985	1990
Alemania	45.07	55.92	66.77	77.62
Bélgica y Lux.	35.66	38.46	41.26	44.06
Dinamarca	32.08	39.98	47.88	55.78
España	10.24	13.94	17.64	21.34
Francia	31.24	37.44	43.64	49.84
G.Bretaña	39.35	47.80	56.25	64.70
Holanda	50.63	52.78	54.93	57.08
Italia	15.65	19.40	23.15	26.90
Portugal	7.00	9.15	11.30	13.45
Japón	48.80	55.40	62.00	68.60
USA	71.79	75.39	78.99	82.59

Fuente: Elaboración a partir de datos de Denison(1965), Guisán(1975) y OCDE(1991).

Tabla A6. Stock de Capital Industrial per capita (miles de dólares de 1990 por habitante, según TCs)

País	1975	1980	1985	1990
Alemania	8.13	8.18	9.04	10.35
Bélgica y Lux.	4.27	4.99	5.90	7.66
Dinamarca	6.41	7.20	7.56	8.65
España	3.35	3.97	3.90	3.82
Francia	6.36	7.56	8.18	8.77
G.Bretaña	5.01	5.51	5.47	5.68
Holanda	7.40	7.95	8.20	8.60
Italia	6.16	6.60	7.87	9.10
Portugal	2.45	2.83	3.47	4.24
Japón	6.90	7.94	9.51	11.30
USA	5.05	5.39	5.85	6.15

Fuente: Elaboración por Cancelo y Guisán (1998).

#### 4.4. Referencias bibliográficas

BUESA, M. (1992): “Patentes e innovación tecnológica en la industria española”. En: J.L. García Delgado (coord): *Economía española, cultura y sociedad. Homenaje a Juan Velarde Fuertes*. Madrid. Eudema. Tomo I, pp.819-855.

CANCELO, M.T. y GUIÁN, M.C. (1998): *Educación, Inversión y Competitividad en países de la OCDE: 1964-94*. Documentos de Econometría, nº 12. Servicio de Publicaciones de la Universidad de Santiago de Compostela.

CANCELO, M.T. (2001). “Productividad industrial y comercio exterior en la UE”. *Regional and Sectoral Economic Studies*, Vol. 1-2, pp.43-68.<sup>o</sup>

DAVIDSON, R. y MCKINNON, J.G. (1981): “Several test for model specification in the presence of alternative hypotheses”. *Econometrica*, vol. 49, nº 2, pp. 781-793.

DENISON, H.F. (1967): *Why Growth Rates Differ. Postwar experience in nine western countries*. The Brookings Institution. Washington D.C.

EUROSTAT (varios años): National Accounts. ESA. Oficina estadística de las Comunidades europeas. Bruselas

GUIÁN, M.C. (1975): *Estudio Económico de las Funciones Agregadas de Producción*. Universidad de Santiago de Compostela. (Tesis Doctoral).

GUIÁN, M.C. (1997): *Econometría*. Madrid. Ed. McGraw-Hill.

GUIÁN, M.C. (2002). “La industria en España y en la OCDE, 1960-2000”. *Regional and Sectoral Economic Studies*, Vol. 2-2, pp.85-100.<sup>1</sup>

GUIÁN, M.C. (2002). “La industria en España y en la OCDE, 1960-2000”. *Regional and Sectoral Economic Studies*, Vol. 2-2, pp.85-100.<sup>1</sup>

INE (varios años): *Contabilidad Nacional de España*. INE, Madrid.

INE (varios años): *Encuesta de Población Activa*. INE, Madrid.

LIPSEY, R.E.(1995). Outward Direct Investment and the U.S. Economy.

NBER documento no. 4691, y Feldstein et al(1995). *The Effects of Taxation on Multinational Corporations*. University of Chicago Press, pp.7-33.

OCDE (varios años): *National Accounts, Foreign Trade y RD Expenditure in Industry*.

PULIDO, A. (1997): *Claves de la Economía Mundial y Española*. Pirámide Economía XXI. Ed. Pirámide. Madrid.

<sup>1</sup> Documentos disponibles en: <http://www.usc.es/economet>